

流动经历、教育人力资本与流动儿童成年后的 的劳动力市场表现

蒋浩君¹,姚兆余^{2*},苏群³

(1.南京农业大学公共管理学院,江苏南京210095;
2.南京农业大学人文与社会发展学院,江苏南京210095;
3.南京农业大学经济管理学院,江苏南京210095)



摘要 随着农村人口从个体性流动向家庭化流动的转变,流动儿童逐渐成为城市重要的劳动力储备,在城市社会经济发展中发挥着重要的作用。基于北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)2010—2018年实施的中国家庭追踪调查(CFPS)数据,采用OLS基准回归模型和结构方程模型,探讨流动经历对流动儿童成年后劳动力市场表现的影响。研究结果表明,流动经历对流动儿童成年后的工作收入产生显著的积极影响,流动经历引起的教育人力资本的变化,对流动儿童成年后的工作收入和职业声望产生显著的间接影响。此外,流动发生的时间越早,距离越远,通过增加教育人力资本对劳动力市场表现的中介效应越强。由此提出政府应制订相关政策,促进流动儿童的家庭化流动,尽量减少儿童留守;扩大优质教育资源的覆盖范围,降低流动儿童的失学风险;同时还应加强学校教育能力和师资水平的建设,提升流动儿童的教育质量。

关键词 农村流动儿童;流动经历;教育人力资本;劳动力市场表现

中图分类号:F328 **文献标识码**:A **文章编号**:1008-3456(2022)06-0110-14

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2022.06.011

人口流动对我国经济社会发展产生了重要的影响。在农村人口流动的过程中,早期的“单打独斗”模式逐渐被“携妻子”模式代替,家庭化流动逐渐成为人口流动的显著特点。政府部门公布的数据显示,2020年我国流动人口规模达到3.75亿左右^[1],跟随父母一起流动的处于义务教育阶段的儿童达到1429万左右^[2]。如此庞大的流动儿童群体,无论是从个体发展还是从社会整体发展的角度看,都需要全社会给予关注。从个体发展上看,童年是人一生中模仿性和可塑性最强的时期,也是个体成长和身心发育的关键阶段。早年经历和成长环境会改变遗传倾向并影响正在发育的大脑结构,最终影响个体长期的身心健康^[3]。不仅如此,流动经历对儿童教育状况和个体能力的短期影响,也会影响儿童整个生命历程中的教育人力资本的积累,并进而最终体现为个体劳动力市场表现的差异。从社会发展上看,流动儿童在未来是我国重要的劳动力来源,其综合素质直接影响我国未来人口素质和劳动市场结构,并进一步影响我国的经济发展和社会进步。因此,关注流动经历对儿童成年后劳动力市场表现的影响,不仅具有一定的学术价值,而且具有重要的现实意义,对于政府完善流动儿童的保障政策,促进我国劳动力的健康发展,具有重要的参考价值。

一、文献回顾

近年来,学者们比较关注流动儿童的生存和发展,认为流动经历不仅对儿童的营养摄入^[4]、身体

收稿日期:2022-06-15

基金项目:国家社会科学基金重大项目“农业社会学的基本理论与前沿问题研究”(17ZDA113)。

*为通讯作者。

发育^[5-6]、患病情况^[7]等健康状况产生影响,而且对儿童的受教育状况产生显著影响^[8-9]。也有少数学者开始探讨童年迁移或者流动经历对流动儿童成年后的教育成就^[10-11]、工作收入^[12]和生活决策^[13]的影响,形成了两种不同的观点:第一种观点认为流动或迁移经历会对流动儿童成年期的人力资本尤其是教育人力资本具有显著的积极影响^[10]。通过进一步分类研究,发现比起12岁的早期迁移经历,只有3岁时的早期迁移经历对农村个体教育成就的正向影响显著^[10]。第二种观点认为农村户籍儿童的早期迁移经历对其成年后的受教育水平有显著的负面影响,原因在于户籍政策的限制造成受教育年限下降,进一步细化流动距离后,发现不同的流动距离会带来不同的结果,区县内流动对儿童受教育水平的负面作用更为显著,而省内跨区县流动则有显著的正向作用^[11]。

除了探讨流动经历对儿童成年后人力资本的直接影响之外,还有研究关注迁移或流动经历通过哪些中介变量对流动儿童成年期的就业状况产生影响。有学者研究发现,童年的迁移经历会通过降低个体的受教育年限、健康状况和原有社会资本对成年期收入产生消极影响,同时也会通过提高新增社会资本对成年期收入产生积极影响,消极影响大于积极影响^[12]。还有学者通过对新生代农民工迁移经历的影响进行研究,发现童年迁移经历对其成年后早期职业发展具有积极效应,具体表现为就业状况较好、初次就业的月薪较高,当迁移的时机越早,积极影响越强烈,而消极影响只有在迁移达到一定年限时才会明显,且迁移的消极影响只有在父母不能给予儿童足够支持的家庭中发生,因为这样的家庭里面,家庭支持不能补偿由于家庭迁移而带来的社区社会资本的减少^[13]。

总的来说,尽管目前已有少数学者开始关注流动或迁移经历对流动儿童成年后的影响,但仍旧存在一些不足。首先,既有研究主要集中于考察流动经历对成年后受教育年限的影响,忽略了对其认知能力的考察。其次,既有研究没有深入考察流动经历带来的影响是否会通过教育人力资本进一步延伸至劳动力市场表现,即教育人力资本在流动经历和劳动力市场表现之间的中介效应。再次,既有研究没有全面考察流动儿童成年后劳动力市场表现,将研究的焦点放在流动经历对成年后收入的影响。很显然,劳动力市场表现并不能仅仅用收入来衡量。在劳动力市场中,部分社会地位较高的职业并不一定有很高的收入,因此,职业声望作为另一个衡量指标理应受到关注。

为了进一步探讨这些问题,本文运用北京大学中国家庭追踪调查(CFPS)数据,尝试从以下3个方面进行展开讨论:一是将对教育人力资本的考察从受教育年限拓展至认知能力;二是将对劳动力市场表现的考察从工作收入拓展至职业声望;三是考察流动经历通过教育人力资本对农村流动儿童成年期劳动力市场表现的影响机制。

二、理论分析与研究假说

1. 流动经历对农村流动儿童成年后劳动力市场表现的直接影响

生命历程理论(life course theory)起源于芝加哥学派对移民的研究,是国际上正在兴起的一种跨学科理论。该理论强调历史背景、社会制度所限条件下可获取的社会资源与机会对个人生活与发展的显著影响,侧重研究群体内部差异随生命历程的演化规律。根据生命历程理论可知,个体的能力形成是一个累积的过程,成人的劳动能力和水平不但依赖当前的人力资本投入,也依赖于生命过程中各种能力的积累^[14]。换句话说,童年经历对个体的影响可能是长期且跨越生命历程周期的纵向累积过程。同时,在生命历程理论中,生命事件是一个重要的概念,指的是伴随着相对急剧的变化,会带来严重的、持久性影响的重大事件^[15]。随着社会经济的发展,童年经历相对以往发生了结构性变化,童年的生命事件和经历变得更为复杂多元。而随着人口流动性的增强,流动儿童规模性增长,童年的流动经历作为重要的生命事件,嵌入个体生命历程的起点,成为个体生活经历的重要组成部分,所带来的刺激不仅会对儿童当期产生短期影响,这种影响还会持续至成年后。研究表明,绝大多数农村人口的流动动机,都是为了获取更好的生活资源。发生流动的家庭,经济状况和文化观念都可能得到一定的提高和改变。农村流动儿童也因此在其成长过程中和进入劳动力市场后拥有比农村本地儿童更多的机会和资源,从而在劳动力市场中表现得比未发生流动的农村儿童更为出色。基

于此,本文提出假说1:

H₁:具有流动经历的农村流动儿童在成年后的劳动力市场表现更好。

2. 流动经历对农村流动儿童成年后劳动力市场表现的作用机制

20世纪60年代,舒尔茨和贝克尔等经济学家提出了人力资本理论,认为人力资本作为人身上的各种生产知识、劳动与管理技能的存量总和,与物质资本一样能够对经济生产产生作用,促使国民收入的增长。而生命早期是个体能力形成的“敏感期”,大脑对外界的某些刺激比较敏感^[15],在此时发生的重要生命事件,即流动事件对人力资本产生的影响将会十分显著。根据人力资本理论可知,教育是人力资本的生成和累积过程中的一个重要环节。随着知识和技能的增进,劳动力的素质逐步形成和累积。因此,人力资本一般等同于教育投资带来的教育人力资本。在以往的研究中,一般将受教育年限作为人力资本的重要指标。除此以外,考虑到教育就是一个培养认知能力的过程,认知能力还可以提高收集和整理信息的能力,拓宽个人获取信息的途径和渠道,对于个体在劳动力市场中的表现有着非常重要的作用,认知能力也应被纳入教育人力资本的考察中。在流动过程中,对农村儿童来说:一方面,其家庭脱离于乡土社会的价值观念和人际关系,开始向流入地居民靠拢,父母的教育观念和方式可能会发生变化,从而更加重视儿童的教育。同时,流入地通常有着更为优质的教育资源,农村流动儿童的认知能力将会得到较高的提升。另一方面,由于难以在流入地获得稳定的结构位置和制度保障,导致其就学产生障碍,失学风险增加,从而对其受教育年限产生消极影响。

在人力资本的理论框架中,个体教育人力资本在受到基因禀赋、环境质量和各种早期干预措施的影响后,在参与劳动力市场不同工作和社会生活时,又会按照不同的权重发挥作用,形成了个体劳动力市场表现的最终差异。因此,教育人力资本作为个体职业技能、知识存量的体现,与其劳动力市场表现的两个方面:工作收入和职业声望,具有直接的关系。一方面,知识技能是提高职业经济回报的主要决定因素。通过流动经历,获得更高认知能力的农村儿童将会学习到更多的技能,提升其职业竞争力,获取更高的经济回报,即工作收入。另一方面,教育获得对个体社会地位的提升有着巨大的回报潜力,是消除社会不平等因素的“制衡器”^[16]。而在某种程度上,个体社会地位最主要的体现就是职业声望等级^[17]。从农村地区相对落后的教育场域中挣脱出来,进入到更为优质的教育场域,可以提高他们的知识储备,增加获得高等教育的几率,从而提高进入高层次行业的可能性,即职业声望等级的提升。与此相反,由于户籍壁垒导致受教育年限下降的农村流动儿童,将可能失去学习更多职业技能和进入更优质的教育场域的机会,最终导致其工作收入和职业声望有所降低。基于此,本文提出假说2和假说3:

H₂:流动经历会通过降低农村流动儿童成年后的受教育年限,对其劳动力市场表现产生消极影响;

H₃:流动经历会通过提高农村流动儿童成年后的认知能力,对其劳动力市场表现产生积极影响。

三、数据来源、变量选取及模型构建

1. 数据来源

本文采用北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)2010—2018年实施的中国家庭追踪调查(CFPS)数据。调查范围为全国29个省/市/自治区,调查规模为13946户,内容涵盖经济活动、教育、人口流动、健康等领域。CFPS项目2010年对25个省份进行了基线调查,并分别于2012年、2014年、2016年和2018年进行了追踪性调查。人口流动信息是问卷调查的基础信息的组成部分。在2010年基线调查的成人问卷中,CFPS设计了被访者在0~12岁之间的流动经历。本文将CFPS2018与CFPS2010根据个人唯一识别码进行匹配,得到CFPS2018样本中被访者的流动经历。本文将研究对象界定为2018年时16~59岁、已就业的被访者。其中,在0~12岁时居住地发生改变的情况,被视为具有流动经历。同时,考虑到研究的是农村样本的情况,因此只筛选流动前后均是农业户籍的样本。除此以外,由于改革开放前后的户籍流动制度差异巨大,因此本文主要关注改革开放以后的流动经

历,删除了1987年以前出生的样本,最终样本量为7110个。其中,具有流动经历的样本量为466个,没有流动经历的样本为6644个。虽然,由于数据库和筛选条件限制,具有流动经历的样本量相对较少,但该样本量能够基本满足计量模型的需要,模型结果具有统计学的意义。此外,本文根据问卷设置的问题,设置了流动时机和流动距离,1~3岁流动的样本为98个,4~12岁流动的样本为368个;市内流动样本为267个,省内流动样本为86个,省外流动样本为113个。

2. 变量设置

(1)被解释变量。本文的被解释变量是劳动力市场表现。在以往的研究中,学者们对于劳动力市场表现的考察主要包括宏观和微观两个层面。从宏观层面来说,学者们通常通过劳动参与率、就业率、失业率等宏观劳动力市场供需状况的指标来评估劳动力市场整体的状况。从微观层面来说,学者们会通过工资收入、职业类型、职业声望以及自构建衡量指标框架(包括就业收入、就业能力、劳动合同和社会保障等)等微观就业质量的指标来衡量个体的劳动力市场表现。考虑到本文主要想从个体微观层面来考察劳动力市场表现,因此排除了宏观衡量方法。与此同时,本文在研究假说中提出,作为中介变量的教育人力资本与个体的工作收入和职业声望具有最直接的关系。本文选取了工作收入和职业声望(SIOPS)来衡量个体的劳动力市场表现。①工作收入:根据CFPS中“主要工作的每年税后收入”获得受访者个人工作收入作为衡量指标,并以对数形式带入模型。②职业声望:主要是指人们对各种职业的社会认可度、赞许度所做的主观评价。对于职业声望的测量,一直存在着两种观点的争论:Goldthorpe等强调声望评价代表着社会中的各类人群对于“意义和价值”的解释,不是单维度的高低评价,不同的社会、群体应该有不同的声望评价标准^[18]。而Treiman则提出职业声望的排序具有时空稳定性,在当今的所有社会存在着一致性的声望地位价值评价体系,它是以工业化社会的普遍价值为基础的^[19]。在此基础上,Treiman整合60个国家的有效职业声望量表编制了SIOPS职业声望量表,分数取值从0到100,分值越高,职业声望越高^[20]。作为目前国际上通用的职业声望量表之一,该量表通过将来自于各国声望分数的均值调整到一个共同的标准,从而适用于不同国家。对于当今中国来说,已有研究表明,虽然可能存在与普遍价值取向相反的多元评价标准,但工业化社会的普遍主义价值依旧是职业声望评价的主流^[17]。因此,本文选择了SIOPS职业声望分值作为衡量指标。由于数据库中SIOPS职业声望指标存在缺失,并利用数据库中提供的受访者的职业编码(GB/T6565-1809)转换成SIOPS职业声望分值进行补齐。

(2)解释变量。解释变量主要是指儿童时期的流动经历。在表达人口在地理或空间上的变动时,迁移和流动都是常用的概念。在我国户籍制度的影响下,国内一般将伴随户籍变更的人口移动称为人口迁移,而将未伴随户籍变更的人口移动称为人口流动。因此,本文将流动经历定义为后者。本文根据数据库提供的指标,从三个方面来考察流动经历:①是否流动:本文将户籍为农业户籍、在0~12岁之间居住地发生改变的情况,视为具有流动经历。②流动时机:本文将流动时机分为“0~3岁流动”和“4~12岁流动”。③流动距离:本文将流动距离分为“市内流动”“省内流动”和“省外流动”。

(3)中介变量。中介变量是指教育人力资本。教育人力资本是通过正规教育、职业培训和移民流动等方式累积起来的人力资本,包含了个人的知识、技能等。在实证研究中通常将把学历或者受教育年限作为教育人力资本的主要替代变量。因此,本文沿用受教育年限作为教育人力资本的衡量指标。同时,鉴于学历只能概括接受教育的时间长短,无法体现出其受教育质量的高低,本研究还将个体的认知能力(读写能力、数理能力)也纳入了评价标准。其中,受教育年限的数据主要来自个体的自答。根据CFPS问卷中的问题“您目前的最高学历是什么?”,将不同的学历转化为对应的受教育年限:小学以下=3;小学=6;初中=9;高中或者中专职校=12;大专及本科=16;硕士及以上=19。认知能力则主要由CFPS中的字词测试和数学测试分值来衡量。该测试针对调查中年龄在10周岁或以上的人群提问,访员向受访者出示的图片中的文字或数学题,受访者将所示文字朗读出来或给出数学题答案。为了方便比较识字测试和数学测试的结果,这两个因变量在本文的回归分析中都使

用了标准化的Z值分数。

(4)控制变量。①个人特征,主要包含年龄、性别(男=1;女=0)、健康状况(1~7分,分数越高,健康状况越好);②家庭特征,主要包含父母受教育年限(小学以下=3;小学=6;初中=9;高中或者中专职校=12;大专及本科=16;硕士及以上=19)、兄弟姐妹数量;③地区特征,本文按照国家统计局提供的按照经济发展情况的省份划分办法,从低到高划分为西部地区=1;中部地区、东北地区=2;东部地区=3。

表1 主要变量的描述性统计

变量		总样本 (N=7110)	未流动组 (n=6644)	流动组 (n=466)
均值				
劳动力市场表现	个人收入	36228.770	35931.500	40467.200
	职业声望	38.926	38.891	39.429
教育人力资本	受教育年限	10.758	10.698	11.610
	数学能力	13.996	13.900	15.366
	识字能力	24.272	24.150	26.022
个体特征	年龄	27.786	27.956	25.363
	性别	0.521	0.521	0.526
	婚姻状况	0.513	0.523	0.376
	健康状况	5.627	5.618	5.747
家庭特征	父亲受教育年限	7.383	7.304	8.513
	母亲受教育年限	6.244	6.155	7.506
	兄弟姐妹的数量	0.776	0.800	0.440
地区特征	迁出地区(占比/%)			
	西部地区	63.49	63.26	66.74
	中部地区、东北地区	20.83	21.09	17.17
	东部地区	15.68	15.65	16.09

表2 流动时机和流动距离的描述性统计

流动时机	人数	占比/%	流动距离	人数	占比/%
0~3岁	98	21.03	市内流动	267	57.30
4~12岁	368	78.97	省内流动	86	18.45
			省外流动	113	24.25

3. 模型构建

(1)基准回归模型。为了估计流动经历对农村儿童成年后的劳动力市场表现的影响,本文通过一般线性回归模型OLS来进行分析。以工作收入为例,具体模型设定如下式(1):

$$Y = \alpha + \sum \beta_i X_i + \epsilon \quad (1)$$

式(1)中,Y为个体工作收入, X_i 为第*i*个自变量,核心变量为是否有流动经历,其他自变量包括:个体特征、家庭特征和地区特征, β_i 为与自变量 X_i 对应的回归系数, β_i 表示每增加一个单位的 X_i ,Y就增加一个单位的 β_i , α 为截距, ϵ 为回归误差。

(2)一般倾向得分匹配(PSM)。具有流动经历的群体可能具有选择性,或者具有某些特征的儿童发生流动的倾向性更高。使用OLS回归进行估计可能存在选择偏差。因此,本文将具有流动经历的样本作为处理组,将没有的样本作为控制组,采用一般倾向得分匹配模型解决内生性问题。PSM主要分为两步:首先,采用二元Logit模型,估计儿童发生流动的倾向值,对倾向得分在共同取值范围内的个体进行匹配;然后,通过匹配后的样本计算“处理组的平均处理效应”(ATT)。二元Logit模型的具体形式为式(2):

$$P(T=1 | X) = F(X, \beta) = \frac{\exp(X\beta)}{1 + \exp(X\beta)} \quad (2)$$

式(2)中, T 为处理变量, $T=1$ 表示有流动经历, 则 $T=0$ 表示没有流动经历, X 为包括个人特征、家庭特征、地区变量等在内的协变量。

以工作收入为例, 假定个体的工作收入决定方程可以用式(3)表示:

$$Income_i = \alpha + \beta T_i + \lambda X_i + \mu_i \quad (3)$$

式(3)中, $Income_i$ 表示工作收入, T_i 表示是否有流动经历, $T_i=1$ 表示处理组, 否则为参照组, β 表示流动经历的影响系数, λX_i 代表协变量及其系数矩阵, μ_i 为随机扰动项。具有流动经历者(处理组)的工作收入决定方程为式(4):

$$Income_i = \alpha + \beta + \lambda X_i + \mu_i \quad (4)$$

无流动经历者的工作收入决定方程为式(5): $Income = \alpha + \lambda X_i + \mu_i$ (5)

ATT为处理组与“反事实”组工作收入的平均差异, 如式(6):

$$ATT = E(Income_1 - Income_0 | T_1 = 1) = E(Income_1 | T_1 = 1) - E(Income_0 | T_1 = 1) \quad (6)$$

(3)中介效应模型。本文拟采用结构方程模型, 通过 AMOS 软件来实证检验流动经历、教育人力资本对个体劳动力市场表现的影响路径, 并通过 bootstrap 检验来考察中介效应是否显著。考虑到受教育的过程就是培养认知能力的过程, 本文认为受教育年限会影响认知能力的形成, 因此采用链式中介模型, 将受教育年限和认知能力的关系包含在内。结构方程的形式如图 1:

以工作收入为例, 图 1 中, F_1, F_2, F_4, Y_1, Y_2 是显变量, F_3 为潜变量, e_1, e_2 为测量误差。由 F_1, F_2, F_3, F_4 构成了结构方程。根据回归结果, 可以判断受教育年限和认知能力在流动经历与工作收入之间的作用: (1) 完全中介: F_1 对 F_4 的影响不显著, F_2 对 F_4 的影响显著, F_3 对 F_4 的影响显著, F_2, F_3 在 F_1 和 F_4 中间具有完全中介作用。(2) 部分中介: F_1 对 F_4 具有显著影响, F_2 对 F_4 的影响显著, F_3 对 F_4 的影响显著, F_2 和 F_3 在 F_1 和 F_4 中间具有部分中介作用。这分别表示流动经历对劳动力市场表现的影响是全部还是部分通过受教育年限和认知能力传导。

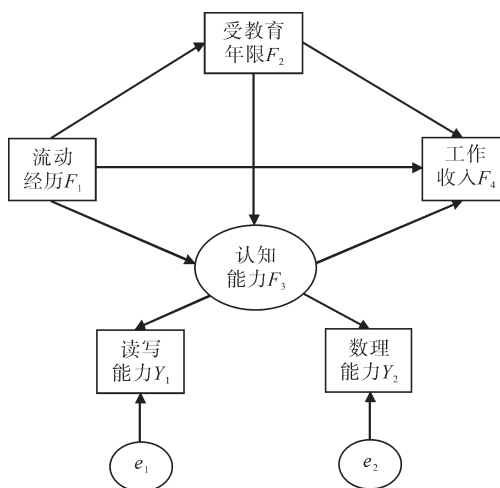


图 1 结构方程模型

四、实证结果及分析

1. 基准回归分析

表 3 模型 1 的估计结果显示, 在不控制其他变量的情况下, 流动经历对农村儿童成年后的工作收入有显著的正向影响。再进一步控制了个体特征(见表 3 模型 2)之后, 尽管流动经历对农村儿童成年后工作收入影响的估计系数有所下降, 但仍显著。这初步说明, 流动经历对农村儿童成年时期工作收入产生显著的积极影响。表 3 模型 3 和模型 4 的估计结果显示, 无论是否控制其他变量的情况下, 流动经历并不会对农村儿童成年后的职业声望产生显著的直接影响。这初步说明, 流动经历对农村儿童成年时期的职业声望并没有显著的直接影响。总体来说, H_1 得到了验证。流动经历确实会对农村儿童成年期的劳动力市场表现产生显著积极的直接影响, 且主要体现在工作收入的提高。

与此同时, 为了更好地考察流动经历对农村儿童成年时期劳动力市场表现的影响, 本文还进一步考察了不同的流动时机和距离的差异。表 3 模型 1 估计结果显示, 在不控制其他变量的情况下, 4~12 岁的流动经历和市内流动经历对农村儿童成年后的工作收入有显著的正向影响。再进一步控制了个体特征(见表 3 模型 2)之后, 尽管流动经历对农村儿童成年后的工作收入影响的估计系数有所下降, 但仍显著。这初步说明, 4~12 岁的流动经历和市内流动经历对农村儿童成年时期工作收入产生显著的积极影响。但是, 表 3 模型 3 和模型 4 的估计结果显示, 无论是否控制其他变量的情况下, 无论何种时机和距离下的流动经历都不会对农村儿童成年后的职业声望产生显著的直接影响。

表3 流动经历对农村流动儿童成年后的劳动力市场表现的影响(OLS)

N=7110

变量	工作收入		职业声望		
	模型1	模型2	模型3	模型4	
自变量					
流动经历	是否流动(是=1;否=0)	0.0833*** (0.0273)	0.0554** (0.0262)	0.5383 (0.4572)	0.0625 (0.4376)
流动时机	0~3岁流动	0.1025 (0.0709)	0.0267 (0.0655)	1.8142 (1.2800)	-0.7880 (1.1920)
	4~12岁流动	0.0783*** (0.0285)	0.0619** (0.0281)	0.1986 (0.4575)	0.2777 (0.4462)
	市内流动	0.0861*** (0.0287)	0.0786*** (0.0286)	0.0535 (0.5011)	0.4574 (0.4841)
流动距离	省内流动	0.1048 (0.0724)	0.0535 (0.0685)	1.5556 (1.1789)	-0.0361 (1.1104)
	省外流动	0.0605 (0.0677)	0.0031 (0.0628)	0.9099 (1.0878)	-0.7819 (1.0269)
控制变量					
	教育人力资本	未控制	已控制	未控制	已控制
	个体特征	未控制	已控制	未控制	已控制
	家庭特征	未控制	已控制	未控制	已控制
	地区特征	未控制	已控制	未控制	已控制

注:因篇幅所限,将三个回归模型结果中核心变量的回归结果集中呈现。*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著;括号里面的数值为标准误,后同。

2. 稳健性检验

流动经历会受到多种因素的影响,因而可能会造成估计结果有偏。本文进一步利用一般倾向得分匹配(PSM)考察流动经历对农村儿童成年后的劳动力市场表现的影响,以期得到流动经历的净效应。根据有无流动经历将全部样本划分为处理组(有流动经历)和控制组(无流动经历),并设置一个二元虚拟变量“是否流动”(处理组=1;控制组=0)。根据该变量的影响因素分析,得出样本有流动经历的概率的估计值,并计算倾向得分。接下来,根据倾向得分对处理组和控制组样本进行匹配,从而使得两组样本之间的变量均值没有显著差异,并最终通过估计处理组的平均处理效应(ATT),得到流动经历对劳动力市场表现的净影响。

结果如表4所示:PSM有多种匹配方法,本文使用了半径匹配和核匹配,并报告了处理组的平均处理效应(ATT)。可以看出,对于农村儿童而言,在两种匹配方法下,流动经历对成年后的工作收入的ATT均为正,且在5%的统计水平上显著,表明具有流动经历显著提高了农村儿童成年后的工作收入。与此同时,流动经历对成年后的职业声望的ATT并不显著,说明流动经历并不会对职业声望产生显著的直接影响。结果与上文的基准回归结果相一致。除此以外,本文同样检验了不同流动时机和距离下的影响差异。结果显示,4~12岁的流动经历对成年后的工作收入的ATT均为正,且在5%的统计水平上显著;市内流动经历对成年后的工作收入的ATT均为正,且在1%的统计水平上显著。并且,无论是何种时机和距离下的流动经历对成年后的职业声望的ATT都不显著。结果与上文的基准回归结果

表4 流动经历对农村流动儿童成年后的劳动力市场表现的影响(PSM)

ATT		半径匹配	核匹配
是否流动	工作收入	0.0638**	0.0625**
	职业声望	0.1733	0.1544
0~3岁流动	工作收入	0.0772	0.0750
	职业声望	1.0336	0.9504
4~12岁流动	工作收入	0.0638**	0.0628**
	职业声望	0.2813	0.2837
市内流动	工作收入	0.0778***	0.0768***
	职业声望	0.3863	0.3940
省内流动	工作收入	0.0969	0.0969
	职业声望	1.2890	1.2987
省外流动	工作收入	0.0569	0.0583
	职业声望	0.7755	0.7935

相一致。

3. 中介效应检验

以上分析结果初步显示,流动经历仅对农村儿童成年时期的工作收入产生显著的积极影响,对职业声望并无直接的影响。但是,根据前文的理论框架可知,流动经历可能会以个体教育人力资本作为链接,对其劳动力市场表现产生影响,前文的结果并不能直接否定教育人力资本在其中的中介效应。因此,本文利用结构方程模型,分别检验了教育人力资本在流动经历的三个维度(是否流动、流动时机和流动距离)和劳动力市场表现(工作收入和职业声望)之间的中介效应。

(1)流动经历—教育人力资本—工作收入路径验证。表5显示,整体模型适配度比较好。首先,表6模型1的估计结果显示,受教育年限 \leftarrow 是否流动、认知能力 \leftarrow 是否流动、工作收入 \leftarrow 受教育年限、工作收入 \leftarrow 认知能力四对变量之间的影响是显著的。这说明,受教育年限和认知能力均在是否流动和工作收入之间可能承担中介作用。进一步通过表7模型1的bootstrap的置信区间的检验结果可知,无论是受教育年限还是认知能力的中介效应的置信区间均不包含0,说明中介效应是显著的。考虑到是否流动也对工作收入具有显著的影响,说明受教育年限和认知能力在两者之间承担部分中介作用。与此同时,结果显示受教育年限会对认知能力产生显著的影响。表7模型1的结果也表明,是否流动—受教育年限—认知能力—工作收入路径中存在的链式中介效应也是显著的。因此,可以认为是是否流动—受教育年限—工作收入、是否流动—认知能力—工作收入和是否流动—受教育年限—认知能力—工作收入三条路径都得到了验证。

表5 整体模型适配度检验(工作收入)

N=7110

绝对适配度指数	标准	模型1 (是否流动)	模型2 (流动时机)	模型3 (流动距离)
$\chi^2(P)$	$P>0.05$	41.639(0.000)	47.763(0.000)	56.917(0.000)
DF		2	4	7
GFI值	>0.90	0.998	0.998	0.998
AGFI值	>0.90	0.983	0.988	0.991
NFI值	>0.90	0.996	0.996	0.995
RMSEA值	<0.05	0.053	0.039	0.032

其次,表6模型2的估计结果显示,受教育年限 \leftarrow 0~3岁流动、工作收入 \leftarrow 受教育年限两对变量之间的影响是显著的,认知能力 \leftarrow 0~3岁流动之间的影响并不显著,并且0~3岁流动经历并不会对工作收入产生显著的直接影响。结合表7模型2的结果,仅有受教育年限的中介效应是显著的,可以认为教育年限在0~3岁流动经历和工作收入之间承担完全中介作用。

受教育年限 \leftarrow 4~12岁流动、认知能力 \leftarrow 4~12岁流动、工作收入 \leftarrow 受教育年限、工作收入 \leftarrow 认知能力四对变量之间的影响是显著的,同时工作收入 \leftarrow 4~12岁流动之间的影响也是显著的。结合表7模型2的结果,受教育年限和认知能力的中介效应均显著,可以认为受教育年限和认知能力在4~12岁流动和工作收入之间承担部分中介作用,并且在0~3岁经历和职业声望之间承担的间接作用(0.009)要略大于4~12岁经历(0.008)。与此同时,结果显示受教育年限会对认知能力产生显著的影响,并且流动时机—受教育年限—认知能力—工作收入路径中的链式中介效应对0~3岁和4~12岁的流动经历来说都是显著的,可以认为流动时机—受教育年限—认知能力—工作收入路径成立。

最后,表6模型3的估计结果显示,受教育年限 \leftarrow 市内流动、认知能力 \leftarrow 市内流动、工作收入 \leftarrow 受教育年限、工作收入 \leftarrow 认知能力四对变量之间的影响是显著的,同时工作收入 \leftarrow 市内流动的影响也是显著的。并且,表7模型3中显示,对于市内流动经历来说,受教育年限和认知能力的中介作用均是显著的,可以说明受教育年限和认知能力在市内流动经历和工作收入之间承担部分中介作用。受教育年限 \leftarrow 省内流动、受教育年限 \leftarrow 省外流动两对之间的影响是显著的,然而认知能力 \leftarrow 省内流动、认知能力 \leftarrow 省外流动两对之间的影响并不显著,同时工作收入 \leftarrow 省内流动、工作收入 \leftarrow 省外流动两

表6 流动经历—教育人力资本—工作收入的结构方程模型估计结果

		Estimate	总效应	直接效应	间接效应
模型1 (是否流动)	受教育年限←是否流动	0.061***	0.061	0.061	0.000
	认知能力←受教育年限	0.709***	0.709	0.709	0.000
	认知能力←是否流动	0.030**	0.073	0.030	0.043
	工作收入←受教育年限	0.109***	0.158	0.109	0.049
	工作收入←认知能力	0.070***	0.070	0.070	0.000
	工作收入←是否流动	0.026**	0.038	0.026	0.012
模型2 (流动时机)	受教育年限←0~3岁流动	0.056***	0.056	0.056	0.000
	受教育年限←4~12岁流动	0.041***	0.041	0.041	0.000
	认知能力←受教育年限	0.709***	0.709	0.709	0.000
	认知能力←0~3岁流动	0.005	0.045	0.005	0.040
	认知能力←4~12岁流动	0.031***	0.060	0.031	0.029
	工作收入←受教育年限	0.109***	0.158	0.109	0.049
	工作收入←认知能力	0.070***	0.070	0.070	0.000
	工作收入←0~3岁流动	0.013	0.022	0.013	0.009
工作收入←4~12岁流动	0.024**	0.032	0.024	0.008	
模型3 (流动距离)	受教育年限←市内流动	0.0244**	0.024	0.024	0.000
	受教育年限←省内流动	0.0444***	0.044	0.044	0.000
	受教育年限←省外流动	0.0524***	0.052	0.052	0.000
	认知能力←受教育年限	0.7104***	0.710	0.710	0.000
	认知能力←市内流动	0.0424***	0.059	0.042	0.017
	认知能力←省内流动	-0.001	0.030	-0.001	0.031
	认知能力←省外流动	-0.003	0.034	-0.003	0.037
	工作收入←受教育年限	0.1094***	0.159	0.109	0.050
	工作收入←认知能力	0.0694***	0.069	0.069	0.000
	工作收入←市内流动	0.0244**	0.030	0.024	0.006
	工作收入←省内流动	0.014	0.021	0.014	0.007
	工作收入←省外流动	0.006	0.014	0.006	0.008

对变量之间的影响并不显著。同时,bootstrap置信区间检验结果可知,对于省内流动和省外流动经历来说,认知能力的中介作用并不显著。这可以说明仅有受教育年限在省内流动、省外流动经历和工作收入之间承担完全中介作用。总体来说,教育人力资本在省外流动和职业声望之间承担的间接作用(0.008)最大,其次为省内流动(0.007),最后为市内流动(0.006)。除此以外,结果同样显示受教育年限会对认知能力产生显著的影响,且bootstrap置信区间检验显示链式中介效应也是显著的,可以推测流动距离—受教育年限—认知能力—工作收入路径得到了验证。

(2)流动经历—教育人力资本—职业声望路径验证。根据表8显示,整体模型适配度良好。首先,表9模型1的估计结果显示,受教育年限←是否流动、职业声望←受教育年限两对变量之间的影响是显著的。同时,表10模型1结果显示,只有受教育年限的中介作用是显著的。这说明,仅有受教育年限在是否流动和职业声望之间承担中介作用。考虑到是否流动对职业声望的影响并不显著,说明受教育年限在两者之间完全中介作用。

其次,表9模型2的估计结果显示,受教育年限←0~3岁流动、受教育年限←4~12岁流动、职业

表7 bootstrap 置信区间检验(工作收入)

		中介效应	Lower	Upper
模型1 (是否流动)	是否流动—受教育年限—工作收入		0.008	0.023
	是否流动—认知能力—工作收入		0.002	0.009
	是否流动—受教育年限—认知能力—工作收入		0.003	0.012
模型2 (流动时机)	0~3岁流动—受教育年限—工作收入		0.015	0.047
	0~3岁流动—认知能力—工作收入		-0.003	0.007
	0~3岁流动—受教育年限—认知能力—工作收入		0.006	0.023
	4~12岁流动—受教育年限—工作收入		0.005	0.018
	4~12岁流动—认知能力—工作收入		0.002	0.011
	4~12岁流动—受教育年限—认知能力—工作收入		0.002	0.009
	市内流动—受教育年限—工作收入		0.001	0.015
模型3 (流动距离)	市内流动—认知能力—工作收入		0.004	0.016
	市内流动—受教育年限—认知能力—工作收入		0.001	0.008
	省内流动—受教育年限—工作收入		0.011	0.040
	省内流动—认知能力—工作收入		-0.007	0.006
	省内流动—受教育年限—认知能力—工作收入		0.005	0.021
	省外流动—受教育年限—工作收入		0.013	0.039
	省外流动—认知能力—工作收入		-0.006	0.004
	省外流动—受教育年限—认知能力—工作收入		0.005	0.020

注:当Lower—Upper数值之间没有穿过0,说明中介效应是显著的,后同。

表8 整体模型适配度检验(职业声望)

N=7110

绝对适配度指数	标准	模型1 (是否流动)	模型2 (流动时机)	模型3 (流动距离)
$\chi^2(P)$	$P>0.05$	14.983(0.001)	21.167(0.000)	30.619(0.000)
DF		2	4	7
GFI值	>0.90	0.999	0.999	0.999
AGFI值	>0.90	0.994	0.995	0.995
NFI值	>0.90	0.999	0.998	0.997
RMSEA值	<0.05	0.030	0.025	0.022

声望←受教育年限三对变量之间的影响是显著的,可以说明仅有受教育年限在0~3岁流动经历、4~12岁流动和职业声望之间承担中介作用。并且,表10模型2结果可知,仅有受教育年限的中介作用是显著的,考虑职业声望←0~3岁流动经历、职业声望←4~12岁流动两对变量之间的影响并不显著,说明受教育年限在两者之间存在完全中介作用,并且在0~3岁流动经历和职业声望之间承担的间接作用(0.017)要大于4~12岁经历(0.011)。

最后,表9模型3的估计结果显示,受教育年限←市内流动、受教育年限←省内流动、受教育年限←省外流动、职业声望←受教育年限四对变量之间的影响显著。表10模型3的结果也表明,仅有受教育年限的中介效应显著,可以说明受教育年限在流动距离和职业声望之间承担完全中介作用,并且在省外流动和职业声望之间承担的间接作用(0.015)最大,其次为省内流动(0.006),最后为市内流动(0.013)。

表9 流动经历—教育人力资本—职业声望的结构方程模型估计结果

		Estimate	总效应	直接效应	间接效应
模型1 (是否流动)	受教育年限←是否流动	0.061***	0.061	0.061	0.000
	认知能力←受教育年限	0.710***	0.710	0.710	0.000
	认知能力←是否流动	0.030**	0.073	0.030	0.043
	职业声望←受教育年限	0.315***	0.295	0.315	-0.020
	职业声望←认知能力	-0.027	-0.027	-0.027	0.000
	职业声望←是否流动	-0.004	0.013	-0.004	0.017
模型2 (流动时机)	受教育年限←0~3岁流动	0.056***	0.056	0.056	0.000
	受教育年限←4~12岁流动	0.041***	0.041	0.041	0.000
	认知能力←受教育年限	0.710***	0.710	0.710	0.000
	认知能力←0~3岁流动	0.005	0.046	0.005	0.041
	认知能力←4~12岁流动	0.031***	0.060	0.031	0.029
	职业声望←受教育年限	0.314***	0.295	0.314	-0.019
	职业声望←认知能力	-0.027	-0.027	-0.027	0.000
	职业声望←0~3岁流动	0.004	0.021	0.004	0.017
	职业声望←4~12岁流动	-0.007	0.004	-0.007	0.011
	模型3 (流动距离)	受教育年限←市内流动	0.024**	0.024	0.024
受教育年限←省内流动		0.044***	0.044	0.044	0.000
受教育年限←省外流动		0.052***	0.052	0.052	0.000
认知能力←受教育年限		0.711***	0.711	0.711	0.000
认知能力←市内流动		0.042***	0.059	0.042	0.017
认知能力←省内流动		-0.001	0.030	-0.001	0.031
认知能力←省外流动		-0.003	0.034	-0.003	0.037
职业声望←受教育年限		0.314***	0.295	0.314	-0.019
职业声望←认知能力		-0.027	-0.027	-0.027	0.000
职业声望←市内流动		-0.005	0.001	-0.005	0.006
职业声望←省内流动	0.004	0.017	0.004	0.013	
职业声望←省外流动	-0.004	0.011	-0.004	0.015	

4. 进一步讨论

综上所述,教育人力资本确实在流动经历和成年后的劳动力市场表现之间承担了中介作用。其中,无论是受教育年限还是认知能力都起到了积极的中介作用。 H_3 得到了验证,而 H_2 并没有得到验证。这可能是由于,社会经济的快速发展促使政府出台了越来越完善的流动儿童入学政策。这极大地降低了农村流动儿童遇到的“制度脱嵌”风险。同时,流动经历带来的家庭经济条件和教育观念的改善,促使这部分农村儿童受教育年限不降反升。

与此同时,针对劳动力市场表现的不同维度,流动经历对其具体的影响路径有所不同。对于工作收入来说,教育人力资本的两个维度,受教育年限和认知能力均在其中承担了部分中介作用。这表明了,流动经历会通过增加农村儿童的受教育年限和认知能力来提高其成年后的工作收入。与此同时,流动经历还会通过对受教育年限的影响,对认知能力产生影响,并最终作用于农村儿童成年时期的工作收入。但是,对于职业声望来说,仅有受教育年限在流动经历和职业声望之间承担完全中

表10 bootstrap 置信区间检验(职业声望)

		中介作用	Lower	Upper
模型1 (是否流动)	是否流动—受教育年限—职业声望		0.470	1.088
	是否流动—认知能力—职业声望		-0.092	0.004
	是否流动—受教育年限—认知能力—职业声望		-0.129	0.008
模型2 (流动时机)	0~3岁流动—受教育年限—职业声望		0.876	2.269
	0~3岁流动—认知能力—职业声望		-0.075	0.015
	0~3岁流动—受教育年限—认知能力—职业声望		-0.246	0.015
	4~12岁流动—受教育年限—职业声望		0.261	0.903
	4~12岁流动—认知能力—职业声望		-0.109	0.004
	4~12岁流动—受教育年限—认知能力—职业声望		-0.103	0.004
	市内流动—受教育年限—职业声望		0.033	0.778
模型3 (流动距离)	市内流动—认知能力—职业声望		-0.155	0.011
	市内流动—受教育年限—认知能力—职业声望		-0.083	0.003
	省内流动—受教育年限—职业声望		0.586	1.918
	省内流动—认知能力—职业声望		-0.037	0.068
	省内流动—受教育年限—认知能力—职业声望		-0.226	0.011
	省外流动—受教育年限—职业声望		0.711	1.907
	省外流动—认知能力—职业声望		-0.027	0.077
	省外流动—受教育年限—认知能力—职业声望		-0.214	0.013

介作用。认知能力的中介作用并不存在。这说明,流动经历虽然不会对农村儿童成年时期的职业声望产生显著直接影响,但会通过提升教育年限,进而对其职业声望产生积极的影响。这与部分已有文献的结果是一致的。农村儿童通过早期的流动经历,改变了生活的环境,获取到了比农村地区更为优质的教育资源,加上父母的工作收入、教育观念可能也有所改善,从而提高对儿童的教育投资,最终体现为其受教育年限和受教育质量的改善^[21]。这种改变进而体现为这部分农村儿童成年后劳动力市场表现的提高。其中,最为显著的是工作收入的改善。对于职业声望来说,最终虽然具有流动经历会让农村儿童的受教育年限提高,进而影响到职业声望,但最终的总效应并不显著。这可能是由于在流动经历和职业声望之间教育人力资本的影响路径,还存在其他更为隐蔽的影响路径,从而遮蔽了教育人力资本发挥的积极中介效应,比如:与性格、情商等相关的因素所承担的中介作用。这对于流动人口的劳动保障来说是个值得关注的问题,也是本研究在未来需要进一步考察的重点。

与此同时,通过对不同流动时机和距离的流动经历的差异性分析来看,对于工作收入来说,4~12岁的流动经历和市内流动经历对农村儿童成年后的工作收入的显著影响更为明显,这个影响既包含流动经历带来的直接影响,也包含通过教育人力资本带来的间接影响。而0~3岁的流动经历、省内流动经历和省外流动经历虽然不会直接对工作收入产生显著的影响,但会通过教育人力资本带来间接影响。对于职业声望来说,无论何种流动时机和距离下的流动经历都不会对其产生显著的直接影。但是,通过中介分析发现,教育人力资本,尤其是受教育年限承担的完全中介影响是显著的。最后,可以看出流动经历通过教育人力资本产生的中介作用会在流动时机较早、距离较远时更强烈。这种流动时机和距离上的差异在已有研究中也有所提及。一方面,流动的时机越早,意味着在更好的教育环境中的时间更长,累积的正面影响有可能更大^[10]。对于0~3岁流动的农村个体来说,其教育人力资本受到的正向影响更为明显,因此所表现出来的中介效应就更为强烈。而远距离的流动虽然带来较高的成本,但流动本质上都是向上的,因此家庭必然是在衡量收益与成本后才做出是否流

动的选择。远距离流动相应的可能会对流动家庭带来的经济、资源方面更为明显的收益,比如:更高的工作收入、更好的儿童教育资源、更优质的生活环境等^[10]。这些对农村儿童的教育人力资本产生更为积极的影响,从而导致其承担的中介作用更为强烈。

五、结论与政策启示

1. 结 论

根据上面分析,可以得出几个简要的结论。首先,流动经历不但会对农村儿童成年后的工作收入产生显著的积极影响,还会通过教育人力资本(受教育年限和认知能力)产生显著的间接影响。其次,流动经历并不会对农村儿童成年后的职业声望产生显著的直接影响,但是会通过教育人力资本(受教育年限)产生显著的间接影响。最后,通过流动时机和流动距离的异质性分析可知,从回归分析来看,4~12岁流动经历和市内流动经历会对农村儿童成年时期的工作收入产生更为显著的影响。从中介效应分析来看,无论何种流动时机和流动距离下的流动经历都会通过教育人力资本对劳动力市场表现产生显著的直接影响。并且,这种中介效应会在流动时机更早,距离更远时,更为强烈。

2. 政策启示

人口流动是劳动与就业保障研究的重要领域,流动经历对流动人口的影响备受研究者的关注。本文在既有研究的基础上,将流动影响的考察范围从当期拓展到了长期。研究表明,流动经历会对农村儿童成年后的劳动力市场表现产生积极的影响,其中起重要作用的是教育人力资本。基于上述分析,本文认为应从教育人力资本投入上去认识和把握流动经历对农村儿童成年后的劳动力市场表现的影响,最大化地发挥流动带来的积极作用。为此,第一,政府应鼓励和支持流动人口的家庭化流动,在就业保障、社区服务等方面为流动家庭创造较好的环境和条件,以满足家庭流动多样化需求,从而减少儿童留守,增加儿童的流动机会。第二,考虑到教育人力资本在其中的中介作用,应通过政策保障这部分农村儿童教育人力资本的提升,尤其是具有0~3岁流动和远距离流动经历的农村儿童:一方面,政府应增加优质教育资源供给,扩大优质教育资源的覆盖范围,降低农村儿童因为户籍问题而造成的失学风险,赋予流动儿童平等接受教育的权利,巩固受教育年限积极的中介作用。另一方面,在流动过程中,认知能力积极的中介作用也不可忽视。政府在保证受教育年限的同时,应进一步加强学校教育能力、师资水平的建设,促进教育质量的提升。

参 考 文 献

- [1] 国家统计局.第七次全国人口普查主要数据情况[R/OL].(2021-05-11)[2022-06-15].http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202105/t20210510_1817176.html.
- [2] 中华人民共和国教育部.2020年全国教育事业发展统计公报[R/OL].(2021-08-27)[2022-06-15].http://www.moe.gov.cn/jyb_sjzl/sjzl_fztjgb/202108/t20210827_555004.html.
- [3] SHONKOFF J P, GARNER A S. The life long effects of early childhood adversity and toxic stress[J]. *Pediatrics*, 2012, 19(1): 232-246.
- [4] 韩嘉玲,高勇,张妍,等.城乡的延伸——不同儿童群体城乡的再生产[J]. *青年研究*, 2014(1): 40-52, 95.
- [5] 赵如婧,周皓.儿童健康发展的比较研究[J]. *青年研究*, 2018(1): 34-45, 95.
- [6] XU H W, XIE Y. The causal effects of rural-to-urban migration on children's well-being in China[J]. *European sociological review*, 2015, 41(4): 502-519.
- [7] LEI X Y, LIN W C. The new cooperative medical scheme in rural China: Does more coverage mean more service and better health? [J]. *Health economics*, 2009, 18(2): 25-46.
- [8] ROSENBAUM J E. Changing the geography of opportunity by expanding residential choice: lessons from the gautreaux program [J]. *Housing policy debate*, 1995, 6(1): 231-269.
- [9] SCANLON E, DEVINE K. Residential mobility and youth well-being: research, policy, and practice issues [J]. *Journal of sociology & social welfare*, 2001, 2(1): 119-138.

- [10] 吴琼. 早期的流动经历与青年时期教育成就[J]. 中国青年研究, 2017(1): 17-22.
- [11] 黄乾, 于丹. 儿童时期流动经历对成年后受教育水平的影响研究[J]. 教育与经济, 2020(3): 29-38.
- [12] 路自愿, 龙文进, 庞晓鹏, 等. 童年流动经历对农村儿童成年时期收入的影响[J]. 中国农村观察, 2022(1): 53-70.
- [13] 刘玉兰. 生命历程视角下童年期流动经历与成年早期生活机会研究[J]. 人口研究, 2013(2): 93-101.
- [14] CUNHA F, HECKMAN J J, LOCHNER L. Interpreting the evidence on life cycle skill formation[J]. Handbook of the economics of education, 2006(1): 697-812.
- [15] 王亚鹏, 董奇. 基于脑的教育: 神经科学研究对教育的启示[J]. 教育研究, 2010(11): 42-46.
- [16] 黄斌欢. 双重脱嵌与新生代农民工的阶级形成[J]. 社会学研究, 2014, 29(2): 170-188, 245.
- [17] 李春玲. 当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量[J]. 社会学研究, 2005(2): 74-102, 244.
- [18] GOLDTHORPE J H, HOPE K. Occupational grading and occupational prestige[J]. Social science information, 1972, 11(5): 17-73.
- [19] TREIMAN D J. A Standard occupational prestige scale for use with historical data[J]. Journal of interdisciplinary history, 1976, 7(2): 283-304.
- [20] TREIMAN D J. Occupational prestige in comparative perspective[M]. New York: Academic press, 1977.
- [21] 肖利平, 刘点仪. 乡城人口流动与流动儿童教育获得——基于教育质量的视角[J]. 中国经济问题, 2021(6): 182-196.

Mobility Experiences, Educational Human Capital, and Labor Market Performance of Mobile Children in Adulthood

JIANG Haojun, YAO Zhaoyu, SU Qun

Abstract With the shift from individual to family-based mobility in rural areas, mobile children are gradually becoming an important labor pool in cities and playing an important role in urban socio-economic development. Based on data from the China Family Panel Studies (CFPS) implemented by the Institute of Social Science Survey of Peking University from 2010—2018, this paper analyzes the impact of mobility experience on the labor market performance of mobile children in adulthood using OLS benchmark regression models and structural equation models. The findings show that mobility experience has a significant positive impact on mobile children's work income in adulthood, and changes in educational human capital caused by mobility experience have a significant indirect impact on mobile children's work income and occupational prestige in adulthood. In addition, the earlier the mobility occurs and the greater the distance, the stronger the mediating effect on labor market performance through increasing educational human capital. Therefore, the government should formulate relevant policies to promote the family-oriented mobility of mobile children and minimize the number of children left behind; expand the coverage of high-quality educational resources to reduce the risk of school failure of mobile children; and strengthen the educational capacity of schools and the ability of teachers to improve the educational quality of mobile children.

Key words rural mobile children; mobility experiences; educational human capital; labor market performance

(责任编辑:陈万红)